

벡터오차수정모형을 이용한 시기별 미분양주택 영향요인 분석

양지영*

요약

미분양주택은 주택경기를 파악할 수 있는 중요한 지표 중 하나이다. 미분양의 발생시기와 발생규모 등에 따라 주택의 수급상황을 판단할 수 있으며, 이로 인해 주택시장의 경기를 짐작해 볼 수 있다. 국내 주택시장은 2008년 서브프라임 모기지 사태에 따른 글로벌 금융위기 여파로 주택가격이 하락하고 거래량은 크게 줄어 주택미분양 문제가 제기됐다. 본 논문에서는 주택매매가격지수, 주택전세가격지수, 대출금리, 통화량, 소비자물가지수, 환율, 주택건설 인허가실적과 미분양주택량의 상관관계를 분석하였다. 글로벌 금융위기 시기에 통화량과 소비자물가지수, 미분양주택량과 소비자물가지수, 환율과 미분양주택량이 상호 그랜저 인과하는 것으로 나타났고, 포스트 팬데믹 시기에는 대출금리와 주택전세가격지수, 통화량과 대출금리, 미분양주택량과 대출금리가 상호 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 벡터오차수정모형(vector error correction model)과 분산분해분석 실행 결과, 대출금리가 전반적으로 미분양 주택량을 결정하는 데 영향을 미치는 요인으로 파악되었다.

핵심어 : 미분양주택량, 그랜저인과관계검정, 벡터오차수정모형, 금리

1. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

미분양주택이란 분양을 하였지만, 청약이 이루어지지 않은 아파트를 말한다. 미분양주택의 발생

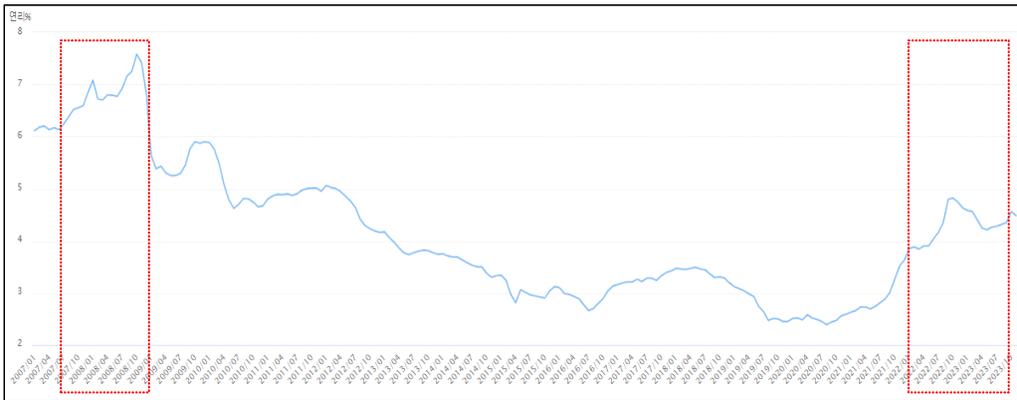
* 양지영, 주저자, 건국대학교 부동산학과 박사과정 수료, g.yaung@gmail.com

© Copyright 2024 Housing Finance Research Institute. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

은 단순히 주택공급 초과로만 볼 문제가 아니다. 미분양주택은 주택경기를 파악할 수 있는 중요한 지표로 활용되고 있으며, 주택시장 참가자들에게 시장 동향에 대한 신호를 발신하는 역할을 한다. 예를 들어 주택공급업자는 미분양 주택 재고가 많을 경우 주택공급을 지연시키고, 주택 투자자는 구매의사결정을 연기한다. 반면, 미분양 재고가 줄어들 경우 주택공급업자는 이를 주택가격 상승의 신호로 보아 착공을 서두르고 주택공급을 늘리려하며, 주택 투자자는 가격 상승에 대비해 매물로 내놓았던 주택을 시장에서 회수한다(김은경, 2008).

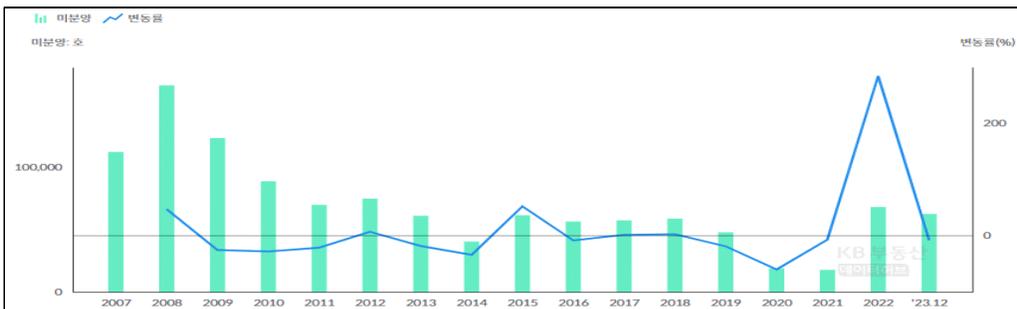
미분양 주택은 어느 정도 상존할 수밖에 없으나, 미분양 주택 물량이 과도하게 적체되거나 장기화될 경우 국가 경제와 국민의 주거안정에 부정적인 영향을 미친다. 국내 주택건설업은 선분양제도가 많기 때문에 분양대금 의존도가 높다. 주택 분양이 제때 이뤄지지 않아 신규 미분양 주택이 증가할 경우 투자비 회수가 늦어져 건설업체의 재무상태를 악화시킨다. 미분양주택 발생 사태의 장기화는 건설사업 지연과 그에 따른 금융비용 증가 및 부채 등으로 해당 건설업체 부실화 요인으로 판단되고 있다(조백운, 2011). 건설업체 부실화는 공공기관, 금융기관, 가계 등 관련 이해관계자들에게도 영향을 미친다(이성근 · 전광섭, 2009). 또한, 주택가격 상승에 대한 기대감이 저조한 상황에서 미분양이 발생할 경우 주택가격 하락으로 이어질 수 있다. 이는 부동산 시장 침체를 일으키고, 자금 압박을 받는 건설업체는 신규 사업 추진을 연기하여, 장기적으로 주택공급이 감소하여 이후 다시 주택가격이 다시 상승하는 연쇄 효과를 일으킬 것이다.

2006년부터 시작된 미분양주택의 적체는 2008년 서브프라임 모기지 사태에 따른 글로벌 금융위기 여파로 주택가격이 하락과 거래량 감소로 크게 줄어 주택 미분양 문제가 사회적 이슈로 대두되었다. 최근, 코로나 팬데믹이라는 글로벌 이슈 후 한국의 주택시장은 또다시 미분양 문제에 직면하고 있다. 코로나 팬데믹 기간 급격한 경기 침체를 우려한 미국 연방준비위원회에서 실시한 양적완화 정책으로 자금 유동성이 증가했고, 금리가 급격하게 하락했다. 이 시기 상대적으로 낮아진 자산가치의 영향으로 부동산 거래가 활발하게 이뤄졌고, 그 결과 부동산가격이 증가하였다. 팬데믹 이후 발생한 인플레이션을 해결하기 위해 미국은 기준금리 인상을 단행했고, 한국은행도 기준금리를 인상해야 했다. 기준금리의 인상은 대출금리의 상승으로 이어졌으며, 대출금리의 상승은 주택담보대출을 끼고 주택을 마련한 주택구매자와 전세 임차인의 대출이자 상환 부담을 증가시켰다. 2007년 1월부터 2023년 10월까지 한국은행의 대출금리를 살펴보면 글로벌 금융위기 시기인 2008년에 큰 폭으로 상승하였다가 하락 후 팬데믹 이후 2022년에 다시 상승하는 것을 볼 수 있다(〈그림 1〉). 전국기준 미분양 주택량도 2008년 약 16.6만 호까지 증가했다가 2021년 약 1.5만 호까지 감소 후 2022년 이후 다시 증가해 2023년 12월 기준 약 6만 호의 미분양주택이 발생했다(〈그림 2〉). 전국 미분양주택량의 변화는 대출금리의 변화와 비슷한 패턴을 나타냈다.



자료: 한국은행 경제통계시스템(2024).

〈그림 1〉 예금은행 대출금리 변화



자료: 국가통계포털(2024).

〈그림 2〉 전국 미분양주택량 변화(단위: 호)

2023년 한국은행 전망 및 현안보고서에 따르면, 미국의 정책금리인상에 따른 불가피한 국내 금리 인상은 국내 주택·부동산시장과 기업의 자금조달 여건을 더욱 악화시키는 요인으로 작용할 것으로 전망하고 있다. 높은 대출금리, 전세시장 부진 등으로 주택매매가격의 하락세가 지속될 것으로 보고 있으며, 주택가격 하락폭 확대와 미분양주택 증가 등이 부동산 기업들의 신용 리스크를 키울 것으로 전망하고 있다.

2008년에는 글로벌 금융 악재가 연쇄적으로 발생하였고, 2020년에는 코로나 바이러스라는 보건 이슈로 국제적 섯다운이 단행됐다. 이처럼 미분양주택의 발생 배경은 발생 시기와 국제 환경에 따라 다른 특성을 나타낼 것으로 간주되나, 두 시기에 발생한 경제 위기 해결을 위해

도입한 금융 정책은 유동성 완화였고, 이로 인해 기준금리가 상승했다. 이 시기 미분양 주택량의 변화도 기준금리와 유사한 패턴을 보이며 증가한 것으로 나타났다. 본 연구에서는 글로벌 위기들로 인해 결론적으로 증가한 금리가 미분양주택 발생에 미치는 영향을 분석하고, 미분양주택의 발생의 가장 큰 경제요인이 금리인지 여부와 금리 외 다른 경제요인은 어떠한 영향을 미치는지 분석하는 것을 목적으로 한다.

이처럼 글로벌 위기별 발생 배경은 다르나, 이러한 글로벌 이슈들에 영향을 받는 경제 요인들 중 시기별로 미분양주택에 영향을 미치는 요인은 무엇이며 그 영향 요인에 대해 중점적으로 분석했으며, 주택공급자와 수요자에게 직접적으로 영향이 있는 금리와의 관계를 각 시기별로 분석했다는 점에서 선행연구들과의 차별점이 있다고 할 수 있다. 미분양 주택의 분석은 부동산 시장의 안정성을 이해하고 미래에 대한 예측과, 주택 정책 개발과 개선, 주택 소비자의 경제적 안정성 보장을 위해 필요한 연구라고 본다. 이에 본 연구는 각 시기별 미분양주택 발생에 가장 큰 영향력을 미치는 요인을 파악하고, 체계적으로 이해하여 경제변수의 변화에 대한 정부 정책 방향이나 기업의 경제활동에 합리적 의사결정 기준을 제시하여 향후 미분양주택 문제에 보다 효과적으로 대처할 수 있는 자료로 활용되는 것을 목적으로 한다.

2. 연구의 범위 및 방법

본 연구는 2008년 1월부터 2023년 11월까지 전국 미분양 주택량 데이터를 사용했으며, 선행연구와 참고문헌을 고려해 미분양주택 발생에 영향을 미치는 요인으로 주택매매가격지수, 주택전세 가격지수, 대출금리, M2¹⁾통화량, 소비자물가지수,²⁾ 원/달러 환율, 주택건설 인허가실적을 분석변수로 선택했다. 미분양주택과 경제요인들과의 관계성 분석을 위해 단위근 검정, Granger 인과관계 검정, 교차상관관계 분석, 적정시차 검정, 공적분 검정 등 변수의 기본적 검정을 수행하였으며, 충격반응 분석과 분산분해분석을 수행해 각 요인들과 미분양주택량 사이의 동태성을 분석하였다. 분석을 위해 본 연구에서는 Eviews-13 통계 프로그램을 활용하였다.

1) M2는 M1에 예금취급기관의 각종 저축성예금, 시장성 금융상품, 실적배당형 금융상품, 금융채 및 거주자예금을 더한 것이다(한국은행, 2023).

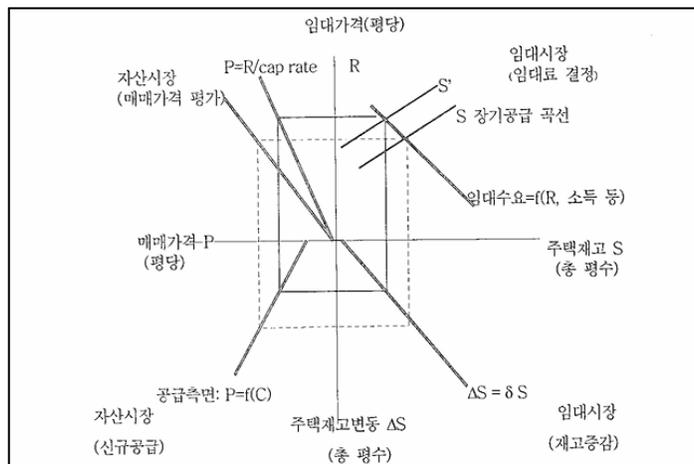
2) 소비자물가지수(consumer price index)는 가정이 소비하기 위해 구입하는 재화와 용역의 평균 가격을 측정한 지수로 국가 통계기관에서 계산한 물가지수(price index)의 일종이다. 소비자물가지수의 변동률로 인플레이션을 측정할 수 있다. 소비자물가지수를 이용해 급여, 봉급, 연금, 물가를 연동시켜 인플레이션의 영향을 조정할 수 있다(위키백과, 2024).

II. 선행연구

미분양 주택에 대한 선행 연구는 주택 수요와 공급 관련된 연구와 미분양에 영향을 주는 요인에 대한 연구로 크게 나뉘어 연구가 되고 있으며, 주로 지역을 달리하거나 특정 시기에 대한 분석이 주를 이루고 있다. 본 연구는 미분양주택에 영향을 미치는 경제요인 중 하나인 금리가 급격히 상승한 두 기간을 특정하여 분석을 진행하였다.

1. 미분양 발생에 관한 선행연구

주택수급과 관련한 대표적인 모형으로는 Colwell(2002)과 DiPasquale & Wheaton(1994) 두 연구를 바탕으로 만들어진 DiPasquale-Wheaton-Colwell의 사분면모형이 있으며(〈그림 3〉), 이 모형은 임대시장과 매매시장을 설정하여, 부동산이 생산요소 또는 소비의 대상이면서 중요한 투자자산이라는 것을 반영하고 있다. 미분양의 발생은 제4사분면에서 볼 수 있는데, 부동산 재고가 균형 시의 건설량보다 더 많은 경우 나타난다. 이처럼 건설량보다 주택재고가 많은 미분양이 발생하면, 제1사분면에서 임대료 감소를 나타내고, 이어 제2사분면에서의 가격 하락으로 나타난다. 이는 이후 신규 건설량을 줄이며, 장기적으로 수급균형 상태가 이루어지는 효과를 나타낸다(이의준·김경민, 2011).



자료: 김경환(2005).

〈그림 3〉 DiPasquale-Wheaton-Colwell의 사분면 모형

김은경(2008)의 연구에서는 미분양주택의 현황과 특성을 과거 미분양주택이 다수 발생하였던 시기들을 고찰하며 그 원인을 분석하고 그 해소방안을 모색하고 있다. 미분양 발생 요인과 특성은 수도권과 비수도권 간에 차이를 보이며, 수요자들의 인식에도 차이가 나는 것으로 분석하고 있으면, 지역별 및 연령별 차별화된 정책이 필요하다고 주장하고 있다.

김상기 외(2010)의 연구에서는 벡터오차수정모형을 기초로 미분양주택 발생의 인과관계를 주택 매매가격과 주택전세가격을 통해 실증분석하였다. 미분양주택이 발생하면 주택매매가격이 줄어들게 되지만, 주택가격은 이전에 다양한 요인들에 의해 주택가격이 하락한 뒤 미분양주택이 발생하는 것으로 보고, 향후 다양한 영향 요인들에 대한 분석이 필요하다고 언급하고 있다.

박재룡·유정석(2010)의 연구에서는 미분양주택의 발생 및 적체가 정부 수요정책과 건설업체의 과도한 사업추진, 수요자의 구매력 저하에 기인한다고 분석하고 있다. 글로벌 금융위기 이전 발생 요인과 이후 발생한 경제 침체로 미분양주택의 규모와 적체기간이 증가했다고 제시하고 있다. 정부의 미분양 주택 관련 정책은 실물경제 흐름과 경제 전반에 걸친 거시경제 정책과의 조화를 통해 이루어져야 한다고 주장하고 있다.

김세현(2010)의 연구에서는 전국 신규 분양주택에 대한 수요와 공급요인들이 미분양아파트에 미치는 영향을 실증분석하였다. 미분양주택의 발생은 공급증가, 매매가격 상승, 인구증가율의 감소, 높은 금리 등 복합적 요인에 의한 수요감소가 원인이라 주장하고 있다. 하지만 미분양 발생 지역적 특성은 반영하지 못한 한계가 있다.

최재규 외(2013)의 연구에서는 미분양주택 발생과 건설업체 부실화가 밀접한 관계를 가지고 있을 것으로 판단하고, 시간의 흐름에 따라 건설업체 부실화 정도를 KMV 모형의 예상부도확률로 측정하고, 이렇게 측정된 부도확률과 미분양 주택 발생 사이의 관계성을 벡터오차수정 모형을 활용하여 분석하였으며, 건설업체 부실화는 주택가격에 영향을 받기보다 미분양주택 발생에 영향을 받는 것으로 나타났다.

허재완·손성민(2013)의 연구에서는 전국, 비수도권, 수도권 간의 미분양 발생요인과 해소대책의 영향을 분석했다. 분석결과 미분양 해소대책의 영향력이 지역별로 다르게 나타났으며, 전국적으로 DTI 정책효과가 크게 나타났고, 비수도권은 환매부 미분양주택 정책효과가 크게 나타났으며, 수도권은 양도세 감면 및 취득·등록세 완화 정책 효과가 크게 나타났다.

2. 미분양 주택에 영향을 미치는 경제지표에 관한 선행연구

김용철(1996)은 주택시장 불균형분석이론에서 부동산 가격에 미치는 영향을 생산함수와 수요함

수 영향요인으로 구분하여 분석했으며, 영향요인들은 각각의 시차를 두고 영향을 미친다고 하였고, 정책 변수들이 거시경제 변수들보다 더 큰 영향을 미친다고 하였다.

반면, 서승환(1999)의 IMF 후 외환위기와 부동산가격의 행태변화에 대해 진행한 연구에 따르면, 부동산 가격 결정요인으로 시장기본가치와 연관된 실질 GDP(gross domestic product), 금리, 주가 등과 같은 변수들의 중요성이 증가하였다고 했다. 부동산 가격은 시장기본가치에 따라 결정되며 경제요인들마다 특정시차를 두고 영향을 미치므로 단기적 규제완화보다 장기적인 부동산 시장 안정화를 고려해야 한다고 하였다.

김홍규(2005)의 연구에서는 민간 아파트 분양사업에 있어서 미분양 아파트 발생에 거시경제요인들이 미치는 영향을 분석하였는데 분석변수로 생활물가지수, 주택가격지수, 소비자기대전망지수, 채권수익율의 변화율, 종합주가지수 변동률을 사용하였다. 하지만 공적분 검정을 통해 수준변수의 장기적 균형추세(long-term trend)에 대한 고려가 이루어지진 않았다.

정창무 · 김지순(2005)은 미분양 아파트가 주택공급자의 입장에서는 주택공급 시기를 조정하는 중요한 의사결정 지표로, 주택투자자의 입장에서는 주택의 매입 시기를 판단하는 투자지표로 활용되고 있다는 것을 실증분석을 통해 규명하였다. 금리, 원달러 환율과 같은 경제지표들은 주택투자에 따른 기회비용의 변화라는 측면에서 미분양 아파트 재고량을 변동시키며, 정부의 주택정책 역시 미분양 아파트 물량을 변화시킨다는 것을 밝히고 있으며, 건축착공량과 미분양 아파트 물량과의 관계에 대한 추가 연구의 필요성을 한계로 언급하고 있다.

Miller & Peng(2006)은 GRACH 모형과 패널 VAR(vector autoregression) 모형의 Granger causality 테스트를 실시하여 미국 주택시장에서 변동성과 경제 요소들과의 인과관계를 연구했다. 그 결과 주택가격 변동성과 인과성이 있는 요소로 주택가격지수 변화율과 gross metropolitan product 성장률이 있었고, 주택가격 변동성은 가계수입변화율에 인과성을 가지는 것으로 나타났다.

김세완 · 박기정(2006)의 연구는 자산가격결정이론에 근거해 투자자산인 부동산의 기본가치를 구성하는 요인들이 부동산 자산가격에 미치는 영향을 VAR 모형을 통해 실증분석하고 있으며 거시경제변수로 시장이자율, 실질국민총생산, 주택전세가격, 주택매매가격을 사용하고 있다. 분석결과 자산가격에 영향을 미치는 변수들 중 주택매매가격이 미치는 영향이 큰 것으로 나타났으며, 외환위기 이후 경제변수가 주택매매가격에 미치는 영향이 증가하고 있으며 외환위기 이후 주택매매시장에 구조적 변화가 존재한다고 하였다.

이의준 · 김정민(2011)의 연구에서는 수도권 지역의 미분양 주택 준공 전후 영향을 주는 요인들에 대해 분석했는데, 거시경제 변수의 영향력이 준공 전 미분양 물량에 더 큰 영향을 미친다고 한다. 변수 중 단기이자율차분변수와 실질 GDP 차분변수가 준공 전과 준공 후 미분양에 미치는 영향이 다르며,

전년도 미분양 물량의 증가는 다음해 미분양 물량에 음의 영향을 주며, 미분양은 지역별로 차이가 발생하므로 거시적 정책보다 지역적 차원의 정책이 필요성을 언급하고 있다.

박성균·이현석(2012)은 우리나라의 경우 주거용 부동산시장과 상업용 부동산시장에 영향을 주는 거시경제요인의 차이가 있다는 것을 그랜저인과관계 검정을 통해 실증분석하였다. 분석결과 주거용부동산시장은 생산소득과 관련된 지표나 금리, 통화금융지표, 산업활동지표에 의해 영향을 받았고, 사업용 부동산시장은 취업지수와 실업률과 같은 경제활동지표와 부동산 건설 관련 지표에 영향을 받는 것으로 나타나 거시경제변수의 영향에 대한 두 시장의 차이를 분석하였다.

전해정·박헌수(2012)는 유동성과 주택가격과의 동학적 관계를 서울아파트매매가격지수, 총통화량, 주택담보대출금의 변수를 이용하여 공적분 검정과 벡터자귀회귀모형의 충격반응분석과 예측 오차 분산분해 분석을 통해 동태적 상관관계를 실증분석하였다. 분석결과, 매매가격이 가장 크고 지속적인 영향력을 나타냈으며, 주택담보대출금리가 총통화량(M2)보다 큰 영향을 미치는 것으로 분석하고 있으며, 주택가격안정화에 주택금융규제정책이 유용한 정책임을 설명하고 있다.

정상철·성주한(2019)의 연구에서는 인구변화율, 금리, 매매가격변화율, 전세가격변화율, 주택건설 인허가실적을 이용해 창원시를 중심으로 미분양 아파트에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 무엇인지를 2016년 이전과 이후로 나누어 분석하고 있다. 창원시 미분양 아파트에 가장 큰 영향을 주는 변수는 주택건설 인허가실적으로 나타났는데 이는 2016년 이후 준공물량이 초과와 수요부진을 원인으로 보고 있다. 주택건설 인허가실적의 영향력은 2016년 이전보다 2016년 이후 더 큰 것으로 나타났고 다른 변수들의 영향력도 2016년 이후에 더 커진 것으로 분석하고 있다.

김리영·서원석(2020)의 연구에서는 미분양이 지속되고 있는 지역과 감소되는 지역을 선정하여 주택시장 및 경제요인 인주택준공실적, 분양가격, 분양가수준, 주택소비심리, 경제활동인구, 실업률, 산업생산지수, 담보대출금리의 영향을 파악하고 있다. 분석결과 주택의 공급과 분양시기가 미분양 발생에 영향을 주므로 적절한 수요 공급 정책 수립의 필요성을 강조하고 있다.

III. 분석 자료와 변수

1. 분석변수에 대한 기본 검정

본 연구에서는 선행연구와 참고문헌을 고려해 미분양주택 결정요인에 사용된 거시 및 미시 경제요인들 중 주택매매가격지수, 주택전세가격지수, 대출금리, M2통화량, 소비자물가지수, 원/달러 환율, 주택건설 인허가실적을 분석변수로 선택하였다(〈표 1〉).

〈표 1〉 분석 변수 및 변수 설명

변수명	변수	변수 내용	기준/단위	출처
미분양주택량	Unsold	미분양주택량	호	국토교통 통계누리(2024)
주택매매가격지수	Sales	주택종합매매가격지수	2022.01=100	KB부동산 데이터허브(2024)
주택전세가격지수	Jeonse	주택종합전세가격지수	2022.01=100	KB부동산 데이터허브(2024)
대출금리	Interest	예금은행 대출금리 (신규취급액 기준)	연 %	한국은행 경제통계시스템(2024)
M2 통화량	M2	M2 통화량(평잔, 계정조정)	십억 원	한국은행 경제통계시스템(2024)
소비자물가지수	CPI	소비자물가지수	2020=100	한국은행 경제통계시스템(2024)
환율	ER	원/미국달러(매매기준율)	원	한국은행 경제통계시스템(2024)
주택건설 인허가실적	LP	주택건설 인허가실적	호	국토교통 통계누리(2024)

CPI, consumer price index; ER, exchange rate; LP, license performance.

주택시장은 다양한 경제요인들에 의해 복잡한 영향을 받고 영향을 미친다. 미분양주택은 수급불균형의 결과이지만, 미분양주택의 발생원인은 다양한 경제요인들과 환경의 영향을 받아 발생한 것으로 간주된다. 주택가격은 대부분의 선행연구에서 유의미한 결과값을 나타냈고, 주택공급과 주택수요에 가장 직접적인 영향을 미치는 변수라고 판단되었고, 전세가 상승은 매매가 상승을 불러오며, 주택매매가격지수와 주택전세가격지수와 미분양 주택량 발생에 전후로 영향을 미칠 것으로 고려되어 선택하였다. 대출금리는 지속적으로 대출이 발생한다는 가정하에 예금은행의 신규대출 금리를 이용하였다. 또한, 대출금리는 주택수요자가 민감하게 반응하는 경제요인으로, 대출금리가 높아지면 주택담보대출 건이 줄어드는 등 주택수요에 영향을 미칠 수 있다는 점에서 선정하였다. 광의통화인 M2는 M1에 만기 2년 미만 정기예금, 정기적금 등 금융상품을 포함하는 예금인데, 개인이 부동산 구매 시 현금화 가능한 금융상품도 이용한다는 점에서 M2 통화량을 분석에서 사용하였다. 소비자물가지수는 선행연구에서 거시적인 경제상황을 반영하는 변수로 많이 사용되고 소비자들의 수용에 직접적인 영향을 미치는 변수로 소비자물가지수를 사용하였다. 원/달러 환율은 수입 건설 원자재 가격에 영향을 주어 결과적으로 건설사의 분양가에 영향을

줄 수 있어 선정하였다. 주택공급량과 미분양 주택량 변동을 확인하기 위해 국토교통부의 주택건설 인허가실적을 사용하였다.

본 분석에 사용된 자료는 국토교통부, 한국은행, KB부동산에서 제공하는 월별 통계자료를 활용하였다. 주요 분석 대상인 전국 미분양 주택수는 국토교통부에서 제공하는 월별자료로 기간은 2008년 1월부터 2023년 11월까지 191개월 데이터를 사용하였다.

2. 기술 통계량

본 분석에 사용된 국토교통부, KB부동산, 한국은행 등에서 제공하는 통계자료를 활용하여 산출한 시기별 기술통계량이다. 변수 각각에 대하여 평균, 중간값, 최대값, 최소값, 표준편차, 왜도, 첨도, Jarque-Bera통계량, 확률값 등의 기초 통계 결과이다. 전체 분석기간 동안 거시경제변수인 미분양 주택량, 주택매매가격지수, 주택전세가격지수, 대출금리, M2 통화량, 소비자물가지수, 주택건설 인허가실적, 환율의 최대값과 최소값의 차이는 0.3배~82.5배로 나타났고, 이 중 미분양주택량은 12배, 주택건설 인허가실적은 82.5배로 변동폭이 다른 경제변수보다 크게 나타났다. 글로벌 금융위기 시기 동안 주택건설 인허가실적은 최대값과 최소값의 차이가 약 42배의 차이를 나타내고 있으며, 나머지 변수들은 약 2배 이내의 차이를 보였다. 포스트 팬데믹 시기도 글로벌 금융위기 시기와 유사하게 주택건설 인허가실적의 최대값 최소값의 차이가 가장 크게 나타났는데, 약 25배 정도의 차이를 나타냈고, 나머지 변수들은 약 2배 내의 차이를 나타냈다(〈표 2〉).

〈표 2〉 시기별 기술통계량

전체 분석 기간(2008년~2023년)								
구분	Unsold	Sales	Jeonse	Interest	M2	CPI	ER	LP
평균	66,889	76.7990	79.0118	3.9904	2,392,584	95.50061	1,157.127	240,726.2
중간값	60,902	75.4412	84.1812	3.7300	2,245,103	95.21300	1,135.550	212,757
최대값	165,641	100.869	100.965	7.5800	389,411	113.260	1,461.980	765,328
최소값	13,842	62.0803	55.5770	2.3900	1,286,034	79.4720	942.390	9,282
표준편차	36,569	10.7739	13.1429	1.2027	759,550.3	7.7739	90.7792	167,572.4
왜도	1.0951	0.8379	-0.3559	0.9147	0.5350	0.1285	0.8564	0.7227
첨도	3.7807	2.7598	2.1191	3.3385	2.1063	2.6818	4.040318	2.9203
Jarque-Bera	42.9161	22.8072	10.2081	27.5476	15.4674	1.3319	31.9615	16.6789
Prob	0.0000	0.0000	0.0061	0.0000	0.0004	0.5139	0.0000	0.0002

〈표 2〉 계속

2008년~2010년								
구분	Unsold	Sales	Jeonse	Interest	M2	CPI	ER	LP
평균	131,622.9	64.2793	57.8680	5.8433	1,505,313	83.9782	1,177.944	137,339.9
중간값	128,911.0	64.3782	57.1247	5.6900	1,506,564	83.9740	1,165.340	124,573.5
최대값	165,641.0	65.9909	62.4920	7.5800	1,678,976	87.3370	1,461.980	38,6542.0
최소값	88,706.00	62.0803	55.5770	4.6200	1,286,034	79.4720	942.3900	9,282.000
표준편차	23,319.39	0.9898	1.9927	0.9223	118,669.8	2.1311	133.2384	101,840.9
왜도	0.0227	-0.3278	0.7881	0.3384	-0.1168	-0.2109	0.2019	0.9157
첨도	1.7732	2.2980	2.4315	1.7924	1.7894	2.3082	2.5191	3.3787
Jarque-Bera	2.2608	1.3842	4.2118	2.8745	2.2803	0.9850	0.5914	5.2461
Prob	0.3229	0.5005	0.1217	0.2376	0.3198	0.6111	0.7440	0.0726

2021년~2023년								
구분	Unsold	Sales	Jeonse	Interest	M2	CPI	ER	LP
평균	38,644.11	96.1394	96.2411	3.8403	3,654,384	107.1106	1,245.395	236,454.4
중간값	27,974.00	95.8482	96.0529	4.0400	370,819	108.2100	1,269.880	212,757.0
최대값	75,438.00	100.8688	100.9650	4.8200	3,894,911	113.2600	1,426.660	545,412.0
최소값	13,842.00	87.7671	91.4475	2.6300	3,238,189	101.0400	1,097.490	21,425.00
표준편차	2,2842.11	3.8211	3.6492	0.7312	187,501.5	3.9038	89.1090	145,574.2
왜도	0.3555	-0.3248	-0.0008	-0.4971	-0.8213	-0.1020	-0.0219	0.3837
첨도	1.4674	2.0323	1.3549	1.8124	2.4372	1.5955	1.9381	2.2513
Jarque-Bera	4.1628	1.9808	3.9466	3.4986	4.3971	2.9372	1.6473	1.6764
Prob	0.1248	0.3714	0.1390	0.1739	0.1110	0.2302	0.4388	0.4325

CPI, consumer price index; ER, exchange rate; LP, license performance.

IV. 시기별 미분양 주택량 분석결과

1. ADF(augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정

시계열분석의 기본 가정은 분석에 사용되는 시계열 데이터가 안정적(stationary) 이라는 것이다. 일반적으로 거시경제변수는 시스템에 대한 충격 후에 장기추세(long-run trend)로 회귀하는 경향이

있거나, 불안정 시계열 확률행보(random walk)를 하는 경향이 있다. 예를 들어 한 변수가 확률 행보를 따른다면 다른 변수에 대한 한 변수의 회귀는 변수 간에 관계가 없음에도 외견상 상관관계가 있는 것처럼 보이는 가성적 회귀현상(spurious regression)이 발생하게 된다(박종철, 2008). 그러므로 시계열 자료를 분석에 활용할 시 시계열의 안정성을 검증하여야 하는데, 이는 단위근 존재 여부에 의해 결정된다. 어떤 시계열이 정상적이라는 것은 단위근을 갖지 않는 것을 의미하며, 비정상적인 시계열은 단위근을 갖는 의미이다. 단위근 검정에 일반적으로 이용되는 방식으로 DF(Dickey-Fuller) 검정법, ADF(augmented Dickey-Fuller) 검정법, PP(Phillips-Perron) 검정법이 있다. 다음과 같은 모형이 주어졌을 때 단위근 검정의 이론은 다음과 같다.

$$Y_t = \beta Y_{t-1} + e_t \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

여기서 $E(e_t)=0$ 이고, $E(e_t^2)=\sigma^2$ 인 자기상관이 없는 확률적 오차항을 나타낸다. 이처럼 오차항이 평균이 0이고 분산이 일정한 정규분포로부터 추출된 n 개의 난수로 이루어져 있다고 가정할 때 만일 $0 < \beta < 1$ 이면, AR(1)과정인 1차 자기회귀 과정을 따른다고 한다. 이는 시계열이 안정적이라는 것을 나타낸다. 반면 $\beta=1$ 인 경우, Y_t 가 단위근을 가졌다고 말할 수 있고, 이 시계열은 단위근을 가지고 있다는 의미이다. 즉 이 시계열은 불안정함을 나타낸다(윤영지, 2012).

본 연구에서는 시계열의 단위근 여부를 검정하는 방법 중 널리 이용되고 있는 ADF 검정법을 사용하였다. 검정결과 전체 분석기간 미분양주택량, 주택매매가격지수, 주택전세가격지수, 대출금리, M2 통화량, 소비자물가지수, 환율, 주택건설 인허가실적 모두 유의수준 10% 하에서 귀무가설을 모두 기각하지 못하였으므로 안정적인 시계열 데이터가 아닌 것으로 나타났다. 2008년~2010년 자료는 주택전세가격지수, 통화량, 환율, 주택건설 인허가실적이 유의수준 5% 기준보다 높게 나타났고, 2021년~2023년 자료는 모든 변수가 유의수준 5%보다 높게 나타났다. 이에 차분하여 안정적 시계열로 전환하였다(〈표 3〉).

2. 교차 상관성 분석

분석 변수들 간에 인과관계를 살펴볼 때, 선행지수가 먼저 시그널에 잡히게 된다. 이를 위해 교차 상관성(cross correlation)을 파악하였다. 〈그림 4〉, 〈그림 5〉는 2008년 1월부터 2023년 11월까지 미분양주택량과 분석변수간의 교차 상관관계 결과를 나타낸 것이다. X와 Y의 교차 상관계수는 다음과 같이 측정된다.

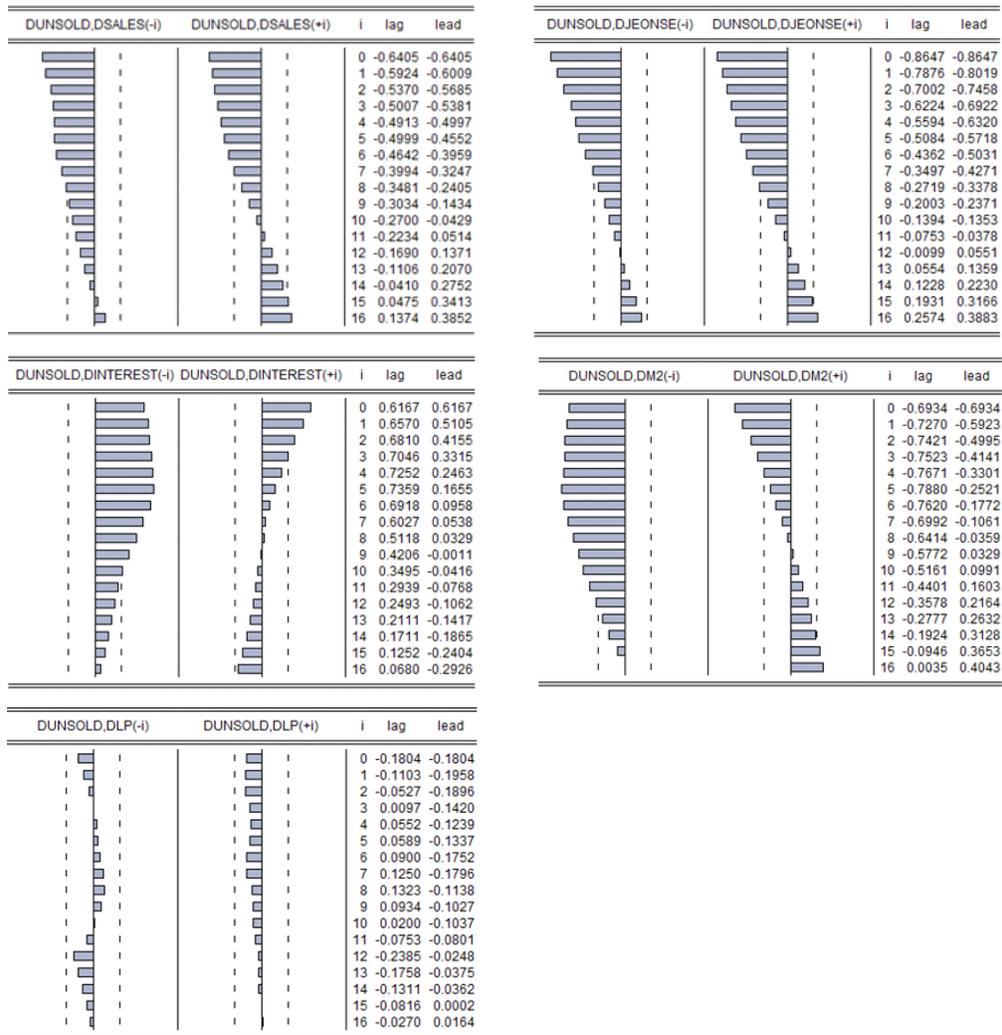
〈표 3〉 ADF 단위근 검정결과

시기	변수	수준변수				1차 차분변수			
		Trend & Intercept		None		Trend & Intercept		None	
		<i>t</i> -statistic	<i>p</i> -value						
2008 ~ 2023 년	Unsold	-1.7029	0.7464	-1.7252	0.0801	-8.0383	0.0000	-7.9095	0.0000
	Sales	-3.6557	0.0279	0.7892	0.8825	-2.6954	0.2398	-2.5210	0.0117
	Jeonse	-3.1497	0.0980	1.2966	0.9506	-3.8926	0.0142	-3.4538	0.0006
	Interest	-1.6445	0.7716	-1.1256	0.2362	-7.8332	0.0000	-7.7003	0.0000
	M2	-0.9335	0.9490	4.0061	1.0000	-8.2251	0.0000	-1.8335	0.0637
	CPI	-0.9096	0.9517	2.8284	0.9989	-3.7827	0.0196	-2.3762	0.0173
	ER	-2.9411	0.1521	0.4660	0.8144	-10.3028	0.0000	-10.3245	0.0000
	LP	-1.5773	0.7982	-0.7781	0.3779	-2.7704	0.2103	-2.5315	0.0114

시기	변수	수준변수				1차 차분변수			
		Trend & Intercept		None		Trend & Intercept		None	
		<i>t</i> -statistic	<i>p</i> -value						
2008 ~ 2010 년	Unsold	-5.2187	0.0010	-0.9671	0.2915	-2.7889	0.2113	-1.9905	0.0460
	Sales	-4.5820	0.0044	0.8875	0.8955	-5.7176	0.0004	-1.3217	0.1392
	Jeonse	-1.3923	0.8452	1.3894	0.9559	-5.0509	0.0021	-1.4582	0.1328
	Interest	-3.6835	0.0374	-1.1241	0.2318	-3.6036	0.0449	-3.5514	0.0008
	M2	-2.0004	0.5808	10.3093	1.0000	-5.3407	0.0006	-1.4272	0.1403
	CPI	-4.6592	0.0036	2.6943	0.9976	-4.5325	0.0071	-2.9602	0.0043
	ER	-3.0438	0.1377	0.1575	0.7251	-2.9048	0.1743	-4.3985	0.0001
	LP	-3.0431	0.1355	-1.0545	0.2576	-6.9688	0.0000	-7.0907	0.0000

시기	변수	수준변수		1차 차분변수		2차 차분변수	
		Trend & Intercept		Trend & Intercept		Trend & Intercept	
		<i>t</i> -statistic	<i>p</i> -value	<i>t</i> -statistic	<i>p</i> -value	<i>t</i> -statistic	<i>p</i> -value
2021~ 2023년	Unsold	-2.4771	0.3365	-2.1734	0.4880	-6.3987	0.0000
	Sales	-2.7549	0.2229	-0.8319	0.9521	-5.3985	0.0006
	Jeonse	-3.1872	0.1044	-1.5962	0.7721	-3.8049	0.0294
	Interest	-1.3807	0.8481	-3.3996	0.0687	-6.3996	0.0000
	M2	-2.2135	0.4670	-3.0186	0.1425	-6.0811	0.0001
	CPI	-1.3652	0.8532	-3.5826	0.0469	-6.4424	0.0000
	ER	-2.5131	0.3202	-4.9338	0.0021	-5.6510	0.0004
	LP	-2.9945	0.1484	-6.1672	0.0001	-9.6697	0.0000

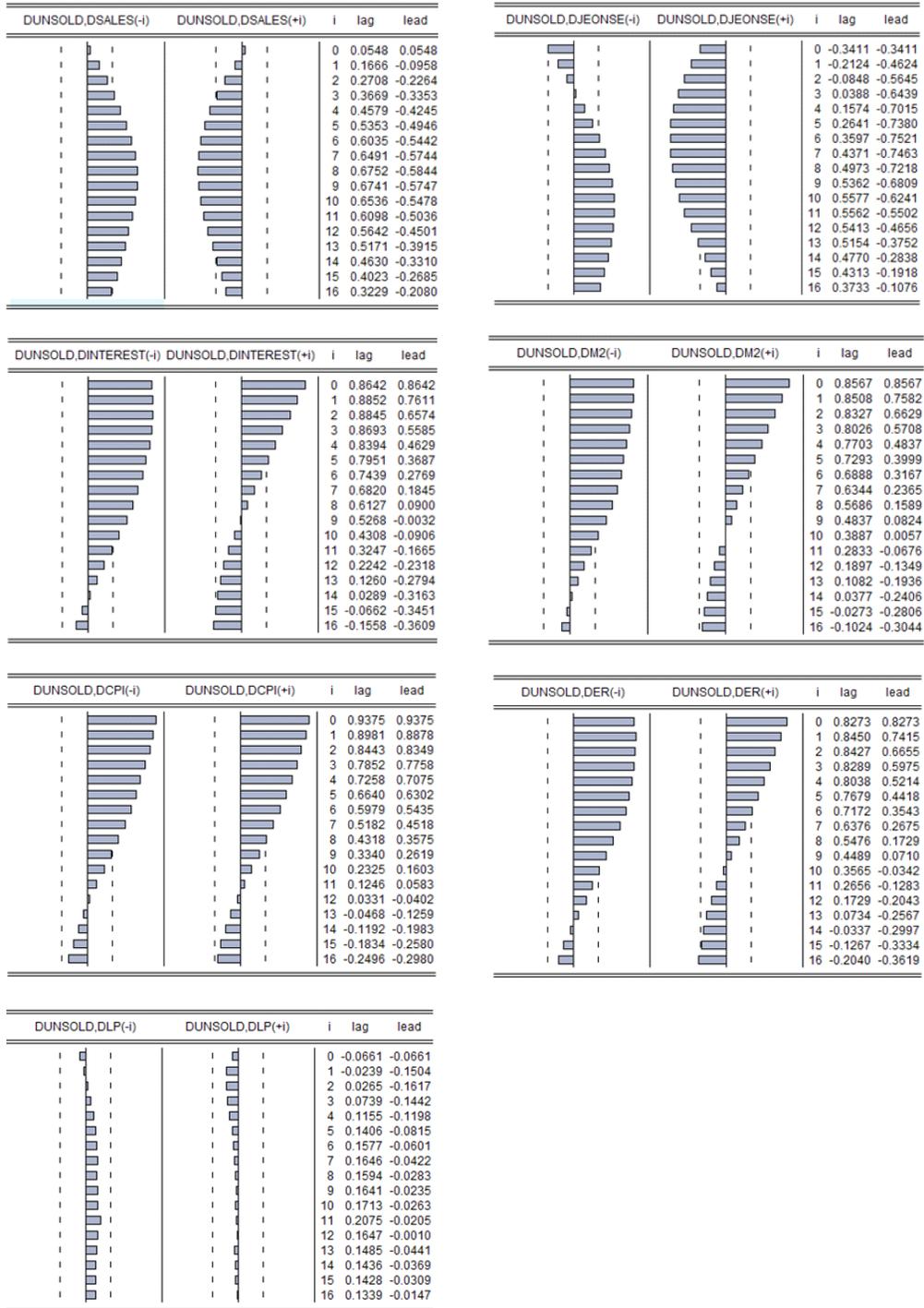
ADF, augmented Dickey-Fuller; CPI, consumer price index; ER, exchange rate; LP, license performance.



〈그림 4〉 교차 상관성(2008년~2010년)

$$r_{xy} = \frac{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})(y_{t \pm k} - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2 (y_t - \bar{y})^2}} , \text{ where } \lambda=0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

위 식에 따르면, 일반적인 X와 Y의 상관계수를 구하는 공식에 다만 Y변수의 시차가 t±k 인 것을 확인할 수 있다. 위 공식에서 r_{xy}(λ)가 최대가 되는 k의 부호에 따라 두 경제통계 간에 선·후행 관계를 판단한다. 시차 k는 두 변수 중 하나를 k만큼 앞이나 뒤로 이동했을 때의 상관관계를



〈그림 5〉 교차 상관성(2021년~2023년)

의미한다. 교차 상관계수의 범위는 $-1 \sim 1$ 이며, -1 은 완벽한 음의 상관관계를 나타내고, 0 은 상관관계가 없음을 나타내며, 1 은 완벽한 양의 상관관계를 나타낸다. 즉 $k < 0$ 이면 y 가 x 에 선행, $y = 0$ 이면 y 가 x 에 동행, 그리고 $k > 0$ 이면 y 가 x 에 후행한다는 것을 의미한다.

글로벌금융위기 기간, 미분양주택량과 주택매매가격지수 및 주택전세가격지수, 대출금리, 통화량, 소비자물가지수는 시차 10까지 양(+의 상관 관계를 가지다 이후 음(-)의 상관관계를 나타냈다. 이들 변수는 미분양주택량에 선행하는 것으로 나타났다. 환율의 경우 시차 3까지 양(+의 상관관계를 보이다 이후 음(-)의 상관관계를 나타냈으며, 미분양주택량이 환율에 선행하는 것으로 나타났다. 주택건설 인허가실적의 경우 시차 2까지 양(+의 상관관계를 보이다 이후 약한 음(-)의 상관관계를 나타내다 다시 시차 11부터 양(+의 상관 관계를 나타냈다. 미분양주택량이 주택인허가실적에 선행하는 것으로 나타났다.

포스트팬데믹 기간, 미분양주택량과 주택매매가격지수는 음(-)의 상관관계를 보였고, 주택매매가격지수가 미분양주택량에 선행하는 것으로 나타났다. 미분양주택량과 주택전세가격지수는 시차 2까지 양의 상관관계를 보이다 시차3부터 음(-)의 상관관계를 보이는 것으로 나타났다. 미분양주택량이 주택전세가격지수에 선행하는 것으로 나타났다. 대출금리, 통화량, 소비자물가지수, 환율, 주택건설 인허가실적은 순차적으로 시차 8, 시차 9, 시차 11, 시차 9, 시차 1까지 양(+의 상관관계를 나타내다 이후 음(-)의 상관관계를 나타냈다. 대출금리, 통화량, 환율은 미분양주택량에 선행했고, 소비자물가지수, 주택건설 인허가실적은 미분양주택량에 후행했다.

3. 그랜저 인과관계 검정

Granger 인과관계 검정은 인과관계에 대한 증명이라기보다 영향력에 대한 방향성(direction of influence)의 확인이라고 볼 수 있다. Granger(1969)는 어떤 변수 Y 를 예측하는 데 다른 변수 X 를 추가할 경우, 변수 Y 의 예측력이 통계적으로 향상되는 경우 “변수 X 가 변수 Y 의 원인이 된다”라고 그랜저 인과관계를 정의하였다. 즉 “ $X \rightarrow Y$ ”는 “ X 변수는 Y 변수에 대한 그랜저 인과관계를 가진다”는 의미로 VAR 모형에서 귀무가설(null hypothesis)이 기각된 경우를 의미한다(표 4).

2008~2023년 그랜저 인과관계 검정결과 대출금리와 소비자물가지수, 통화량과 소비자물가지수, 주택매매가격지수와 소비자물가지수, 주택전세가격지수와 대출금리, 대출금리와 미분양주택량, 주택건설 인허가실적과 주택전세가격지수, 미분양주택량과 주택전세가격지수, 통화량과 주택건설 인허가실적, 주택건설 인허가실적과 주택매매가격지수, 주택매매가격지수와 통화량, 미분양주택량과 주택매매가격지수는 상호간에 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. 소비자물가지수, 환율,

〈표 4〉 기간별 Granger 인과관계 검정 결과

구분	2008년~2023년					
	Lag 1	Lag 2	Lag 3	Lag 4	Lag 5	Lag 6
	F-stat	F-stat	F-stat	F-stat	F-stat	F-stat
	Prob.	Prob.	Prob.	Prob.	Prob.	Prob.
Unsold⇒CPI	0.1220	2.0401	1.2975	1.4975	1.0168	0.9108
	0.7273	0.1330	0.2768	0.2049	0.4093	0.4885
CPI⇒Unsold	0.7757	0.1656	0.1245	0.2792	1.2090	1.0564
	0.3796	0.8475	0.9455	0.8912	0.3068	0.3909
Unsold⇒ER	0.0110	0.1955	0.5781	1.0300	0.7001	0.8443
	0.9165	0.8226	0.6301	0.3932	0.6241	0.5374
ER⇒Unsold	3.8255	0.8292	0.9952	1.5660	1.4711	1.1011
	0.0520	0.4380	0.3964	0.1854	0.2016	0.3637
Unsold⇒Interest	17.2205	1.5380	1.6774	1.2023	1.0832	0.9942
	5.E-05	0.2176	0.1735	0.3115	0.3714	0.4309
Interest⇒Unsold	19.249	5.6272	4.1767	3.5761	2.8070	2.5242
	2.E-05	0.0042	0.0069	0.0199	0.0182	0.0229
Unsold⇒Jeonse	172.0520	8.9565	7.6128	5.6342	5.5477	4.5850
	3.E-28	0.0002	8.E-05	0.0003	9.E-05	0.0002
Jeonse⇒Unsole	2.8266	2.0802	2.9361	2.1699	1.7692	1.1602
	0.0944	0.1278	0.0347	0.0742	0.1215	0.3300
Unsold⇒LP	5.3637	2.9120	3.0424	3.2233	3.0824	3.2088
	0.0216	0.0569	0.0303	0.0139	0.0108	0.0052
LP⇒Unsold	6.7253	1.3725	0.9789	0.5490	0.5007	0.4865
	0.0103	0.2561	0.4039	0.7000	0.7754	0.8178
Unsold⇒M2	14.3499	4.3364	2.9745	2.5360	3.9455	3.7040
	0.0002	0.0144	0.0330	0.0418	0.0020	0.0017
M2⇒Unsold	0.6763	0.1985	0.1883	0.0768	0.4350	0.6720
	0.4119	0.8201	0.9042	0.9893	0.8237	0.6724
Unsold⇒Sales	162.7040	11.8820	8.9515	7.1158	6.3632	5.3923
	3.E-27	1.E-05	1.E-05	2.E-05	2.E-05	4.E-05
Sales⇒Unsold	7.9112	0.6651	3.3225	2.6632	2.3386	1.8682
	0.0054	0.5155	0.0210	0.0341	0.0437	0.0889

CPI, consumer price index; ER, exchange rate; LP, license performance.

주택매매가격지수, 통화량이 주택전세가격지수에 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. 소비자물가지수, 대출금리, 미분양주택량이 주택건설 인허가실적에 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. 주택건설 인허가실적, 통화량, 환율이 대출금리와 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. 환율이 주택매매가격지수와 그랜저인과 하는 것으로 나타났다. 주택건설 인허가실적과 대출금리가 환율과 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. 미분양주택량이 통화량과 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. 벡터오차수정모형을 이용한 변수투입순서를 그랜저 인과관계 분석결과를 토대로 주택매매가격지수, 주택전세가격지수, 대출금리, 주택건설 인허가실적, 환율, 통화량, 소비자물가지수 순으로 설정하였다(〈표 5〉).

2008년부터 2010년 시기에 통화량과 소비자물가지수, 미분양주택량과 소비자물가지수, 환율과 미분양주택량이 상호 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. 대출금리가 소비자물가지수에, 환율이 주택전세가격지수에, 환율이 주택매매가격지수에, 대출금리가 주택전세가격지수에, 대출금리가 미분양주택량에 그랜저 인과하는 것으로 나타났다.

〈표 5〉 시기별 Granger 인과관계 검정 결과

구분	2008년~2010년		2021년~2023년	
	Lag 1		Lag 1	
	F-stat	Prob.	F-stat	Prob.
Unsold⇒CPI	4.5429	0.0408	0.1384	0.7124
CPI⇒Unsold	13.5688	0.0008	2.1655	0.1512
Unsold⇒ER	3.0776	0.0890	0.0158	0.9009
ER⇒Unsold	6.0988	0.0190	18.4293	0.0002
Unsold⇒Interest	0.0008	0.9772	11.0032	0.0023
Interest⇒Unsold	15.0126	0.0005	46.9959	1.E-07
Unsold⇒Jeonse	19.9269	9.E-05	90.8105	1.E-10
Jeonse⇒Unsold	2.8801	0.0994	27.0764	1.E-05
Unsold⇒LP	1.2885	0.2648	0.6386	0.4303
LP⇒Unsold	0.1177	0.7338	6.2332	0.0181
Unsold⇒M2	1.6362	0.2100	194.9220	6.E-15
M2⇒Unsold	16.0255	0.0003	23.2279	4.E-05
Unsold⇒Sales	23.0816	4.E-05	3.7296	0.0626
Sales⇒Unsold	1.3022	0.2623	13.4021	0.0009

CPI, consumer price index; ER, exchange rate; LP, license performance.

2021년부터 2023년 시기 그랜저 인과관계 검정 결과, 대출금리와 주택전세가격지수, 통화량과 대출금리, 미분양주택량과 대출금리가 상호 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. 소비자물가지수가 주택전세가격지수에, 소비자물가지수가 통화량에, 주택매매가격지수가 소비자물가지수에, 환율이 주택전세가격지수에, 환율이 미분양주택량에 그랜저 인과하는 것으로 나타났다.

4. 적정시차 검정

벡터오차수정모형(vector error correction model, VECM)을 구축하는 데 있어 연구의 신뢰성을 확보하기 위해 적정 시차를 검정해야 한다. VAR(p)모형의 p차 자기회귀모형의 적정한 차수 p를 선택하기 위해 일반적으로 아카이케 정보기준(Akaike information criteria, AIC)과 슈워츠 정보기준(Schwartz information criteria, SIC)을 사용하며, AIC와 SIC가 최소화되는 곳을 적정 시차로 결정한다. 시차 검정 결과, 전체 기간은 AIC 기준으로 3 시차가 가장 적정한 것으로 나타났고, SIC 기준으로 2 시차가 가장 적정한 것으로 나타났다. 나머지 기간의 경우 AIC 정보기준과 SIC 정보기준 모두 2차가 적정한 모형으로 나타났고, SIC 정보기준에 따라 시차 2모형을 적정시차 모형으로 설정하였다(〈표 6〉).

5. 공적분 검정

시계열자료가 단위근이 존재하는 경우 비정상성(nonstationary)을 가져 가성적 현상이 나타날 수 있으므로, 안정적인 시계열을 생성하는 선형결합이 존재하는 공적분 관계 여부를 검정하여야

〈표 6〉 시기별 적정 시차 검정 결과

시기	2008년~2023년		2008년~2010년		2021년~2023년	
	AIC	SIC	AIC	SIC	AIC	SIC
0	-14.9557	-14.8154	-30.4896	-30.1304	-30.6587	-30.2959
1	-45.8372	-44.5745	-47.7933	-44.5610	-49.7873	-46.5222
2	-47.8373	-45.4521*	-50.7688*	-44.6634*	-53.1611*	-46.9937*
3	-47.8515*	-44.3438	-	-	-	-

주: * $p < 0.05$.

AIC, Akaike information criteria; SIC, Schwartz information criteria.

한다. Johansen 검정의 Trace 공적분 검정 결과 최소 5개의 공적분 관계가 존재하고 Eigenvalue 공적분 검정 결과 수준변수 사이에 최소 4개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 확인되어 벡터오차수정모형(VECM)을 수행하였다(〈표 7〉~〈표 12〉).

5% 유의수준에서 Johansen 검정의 Trace 공적분 검정 결과 세 시기 모두 최소 8개의 공적분 관계가 존재하고, Eigenvalue 공적분 검정 결과 수준변수 사이에 최소 8개, 6개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 확인되어 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 미분양주택 결정모형을 구축하였다.

〈표 7〉 Johansen 공적분 검정 결과(2008년~2023년, Trace)

Unrestricted cointegration rank test(Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace statistic	0.05 Critical value	Prob.** critical value
None*	0.4008	290.5408	159.5297	0.0000
At most 1*	0.2565	193.7574	125.6154	0.0000
At most 2*	0.2228	137.7487	95.7537	0.0000
At most 3*	0.1807	90.1098	69.8189	0.0005
At most 4*	0.1333	52.4359	47.8561	0.0175
At most 5	0.0675	25.3945	29.7971	0.1478
At most 6	0.0597	12.1930	15.4947	0.1479
At most 7	0.0030	0.5655	3.8415	0.4520

- 주: 1) Trace test indicates 5 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level.
 2) * Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level.
 3) ** MacKinnon et al.(1999) p -value(유의수준 0.05).

〈표 8〉 Johansen 공적분 검정 결과(2008년~2023년, Max-eigenvalue)

Unrestricted cointegration rank test(Max-eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-eigenvalue statistic	0.05 Critical value	Prob.** critical value
None*	0.4008	96.7835	52.3626	0.0000
At most 1*	0.2565	56.0087	46.2314	0.0034
At most 2*	0.2228	47.6389	40.0776	0.0059
At most 3*	0.1807	37.6739	33.8769	0.0168
At most 4	0.1333	27.0414	27.5843	0.0586
At most 5	0.0675	13.2015	21.1316	0.4339
At most 6	0.0597	11.6275	14.2646	0.1254
At most 7	0.0030	0.5655	3.8415	0.4520

- 주: 1) Max-eigenvalue test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level.
 2) * Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level.
 3) ** MacKinnon et al.(1999) p -value(유의수준 0.05).

〈표 9〉 Johansen 공적분 검정 결과(2008년~2010년, Trace)

Unrestricted cointegration rank test(Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace statistic	0.05 Critical value	Prob.** critical value
None*	0.9312	315.0568	159.5297	0.0000
At most 1*	0.8211	224.0727	125.6154	0.0000
At most 2*	0.7525	165.5557	95.7537	0.0000
At most 3*	0.7074	118.0816	69.8189	0.0000
At most 4*	0.6144	76.2916	47.8561	0.0000
At most 5*	0.4663	43.8932	29.7971	0.0007
At most 6*	0.3783	22.5432	15.4947	0.0037
At most 7*	0.1712	6.3845	3.8415	0.0115

- 주: 1) Trace test indicates 8 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level.
 2) * Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level.
 3) ** MacKinnon et al.(1999) p -value(유의수준 0.05).

〈표 10〉 Johansen 공적분 검정 결과(2008년~2010년, Max-eigenvalue)

Unrestricted cointegration rank test(Max-eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-eigenvalue statistic	0.05 Critical value	Prob.** critical value
None*	0.9312	90.9841	52.3626	0.0000
At most 1*	0.8211	58.5169	46.2314	0.0016
At most 2*	0.7525	47.4742	40.0776	0.0062
At most 3*	0.7075	41.7899	33.8769	0.0046
At most 4*	0.6144	32.3984	27.5843	0.0111
At most 5*	0.4663	21.3501	21.1316	0.0466
At most 6*	0.3783	16.1587	14.2646	0.0248
At most 7*	0.1712	6.3845	3.8415	0.0115

- 주: 1) Max-eigenvalue test indicates 8 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level.
 2) * Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level.
 3) ** MacKinnon et al.(1999) p -value(유의수준 0.05).

〈표 11〉 Johansen 공적분 검정 결과(2021년~2023년, Trace)

Unrestricted cointegration rank test(Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace statistic	0.05 Critical value	Prob.** critical value
None*	0.9634	323.4734	159.5297	0.0000
At most 1*	0.8412	214.3513	125.6154	0.0000
At most 2*	0.7945	153.6355	95.7537	0.0000
At most 3*	0.6538	101.4259	69.8189	0.0000
At most 4*	0.5818	66.4255	47.8561	0.0004
At most 5*	0.4646	37.6594	29.7971	0.0051
At most 6*	0.3279	17.0421	15.4947	0.0290
At most 7*	0.1122	3.9281	3.8415	0.0475

- 주: 1) Trace test indicates 8 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level.
 2) * Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level.
 3) ** MacKinnon et al.(1999) p -value(유의수준 0.05).

〈표 12〉 Johansen 공적분 검정 결과(2021년~2023년, Max-eigenvalue)

Unrestricted cointegration rank test(Max-eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-eigenvalue statistic	0.05 Critical value	Prob.** critical value
None*	0.9634	109.1221	52.3626	0.0000
At most 1*	0.8412	60.7158	46.2314	0.0008
At most 2*	0.7945	52.2097	40.0776	0.0014
At most 3*	0.6538	35.0003	33.8769	0.0366
At most 4*	0.5818	28.7661	27.5843	0.0351
At most 5	0.4646	20.6174	21.1316	0.0589
At most 6	0.3279	13.1140	14.2646	0.0754
At most 7*	0.1122	3.9281	3.8415	0.0475

- 주: 1) Max-eigenvalue test indicates 6 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level.
 2) * Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level.
 3) ** MacKinnon et al.(1999) p -value(유의수준 0.05).

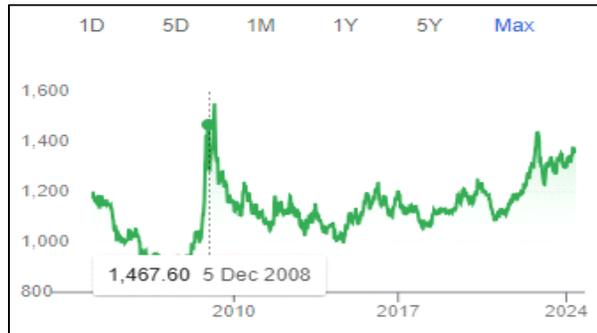
6. 충격반응분석

벡터오차수정모형을 통해 자체변수를 제외한 2008년부터 2023년까지 미분양 주택량 결정모형에 가장 큰 영향을 준 변수는 주택건설 인허가실적(4.04%)과 대출금리(3.2%) 순으로 나타났다. 두 변수 모두 미분양 주택량에 대해 전 기간 정(+)의 영향을 준 것으로 파악되고, 대출금리는 9개월까지 꾸준히 상승하다 10개월차에 조금 감소한 것으로 파악된다. 주택건설 인허가실적은 시간이 지남에 따라 꾸준히 상승하는데, 이로 인해 미분양 주택량이 증가하는 것으로 파악된다. 각 변수들의 1단위 충격에 따른 변수들의 변동과정을 살펴본 결과, 대출금리의 경우 주택매매가격이 영향을 미치는 것으로 나타났고, 주택건설 인허가실적의 충격반응 결과 미분양주택량, 소비자물가지수, 대출금리가 영향을 미치는 것으로 나타났다. 주택매매가격지수, 주택전세가격지수, M2통화량, 소비자물가지수, 환율의 충격반응 결과 유의미한 영향을 미치는 변수들이 나타나지 않았다. 주택매매가격지수는 대출금리에 전 기간 정(+)의 영향을 미치며, 꾸준히 상승하여 10개월에 3.19%의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

분석결과를 통해 미분양주택량과 결정요인들과의 관계를 정리하면, 미분양주택량에 주택건설 인허가실적과 대출금리가 영향을 미치는 것으로 나타났고, 주택건설 인허가실적에는 대출금리, 소비자물가지수, 미분양주택량이 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 Granger 인과관계 검정 결과와 일치했다. 즉, 대출금리가 주택소유자와 공급자에게 영향을 미쳐 구매수요가 위축되고 공급자의 공급에도 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 이는 DiPasquale-Wheaton-Cowlwell의 사분면 모형의 이론과도 일치함을 알 수 있다.

벡터오차수정모형을 통해 자체변수를 제외한 2008년부터 2010년까지 미분양 주택량 결정모형에 가장 큰 영향을 준 변수는 대출금리, 환율, 주택전세가격지수 순으로 나타났다. 대출금리와 주택전세가격지수는 1개월에는 아무런 영향을 나타내지 않다가 2개월부터 10개월까지 부(-)의 영향을 나타냈다. 대출금리는 5개월 후에 2.6%로 가장 큰 영향을 미치고, 이후 2.5%로 장기균형상태로 들어가는 것으로 나타났고, 주택전세가격지수는 5개월 후에 1.9%로 가장 큰 영향을 미친 후 점차 영향력이 감소하여 10개월 후에는 1.5%의 영향력을 나타냈다. 환율의 경우 전 기간 정(+)의 영향을 준 것으로 파악되고, 4개월 후 2.1%로 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났고, 이후 1.4%로 장기균형상태로 들어가는 것으로 나타났다. 대출금리는 9개월까지 꾸준히 상승하다 10개월 차에 조금 감소한 것으로 파악된다. 글로벌 금융위기 기간 환율이 미분양 주택량의 증가에 영향을 미친 것으로 파악된다.

글로벌 금융위기 기간 급격히 상승한 환율과 대출금리가 주택수요자의 주택 구매 수요를 위축시키고, 전세를 선호하게 만든 것으로 보인다(그림 6)).



〈그림 6〉 원달러환율

포스트 팬데믹 기간인 2021년부터 2023년까지 미분양 주택량 결정모형에 가장 큰 영향을 준 변수는 대출금리로 나타났다. 전 기간 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났고, 6개월 후에 12.3%로 가장 큰 영향을 미친 후 이후 점차 감소해 10개월 후 8.5%의 영향력을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 2008년부터 2023년 전 분석 기간 동안 미분양 주택량 결정모형에 가장 큰 영향을 준 변수는 주택건설 인허가실적, 대출금리이고, 글로벌 금융위기 기간 가장 큰 영향을 준 변수는 대출금리, 환율, 주택전세가격지수이고, 포스트 팬데믹기간 가장 큰 영향을 준 변수는 대출금리인 것으로 나타났다.

포스트팬데믹 기간에 급격히 증가한 대출금리가 미분양주택에 가장 크게 영향을 미친 것으로 보이며, 이는 향후 시차를 두고 주택 인허가실적에 영향을 주어 미분양 주택량 발생에 영향을 미칠 것으로 보인다(〈표 13〉, 〈그림 7〉).

〈표 13〉 시기별 미분양 주택량 충격반응분석

전체 분석 기간(2008년~2023년)								
기간	dunsold	dsales	djeonse	dinterest	dM2	dCPI	dER	dLP
1	0.0603	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.0879	-0.0023	-0.0014	0.0077	0.0024	0.0012	0.0007	0.0129
3	0.1041	-0.0042	-0.0027	0.0155	0.0069	-0.0020	0.0030	0.0229
4	0.1137	-0.0045	-0.0042	0.0219	0.0109	-0.0063	0.0059	0.0299
5	0.1191	-0.0036	-0.0060	0.0265	0.0138	-0.0100	0.0082	0.0344
6	0.1215	-0.0019	-0.0079	0.0296	0.0159	-0.0127	0.0097	0.0371
7	0.1221	0.0003	-0.0099	0.0313	0.0173	-0.0145	0.0104	0.0387
8	0.1215	0.0027	-0.0117	0.0321	0.0183	-0.0156	0.0106	0.0396
9	0.1202	0.0050	-0.0133	0.0323	0.0191	-0.0162	0.0104	0.0402
10	0.1186	0.0073	-0.0147	0.0321	0.0196	-0.0166	0.0100	0.0405

〈표 13〉 계속

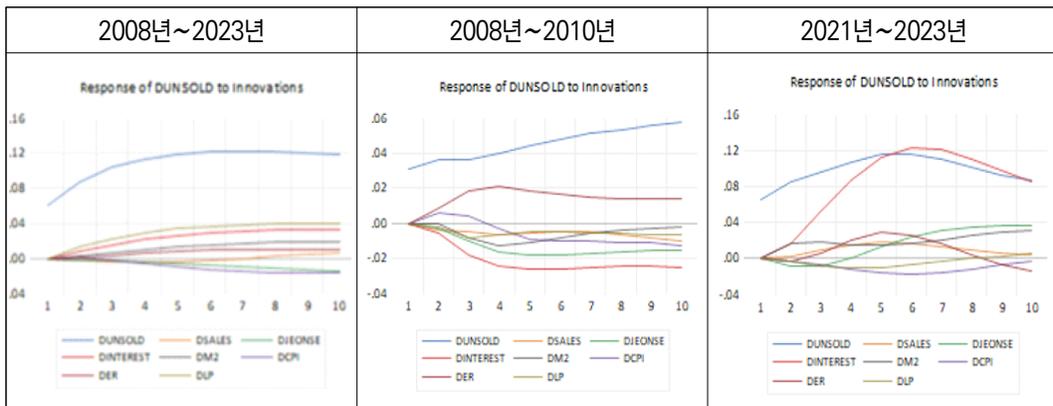
2008년~2010년								
기간	dunsold	dsales	djeonse	dinterest	dM2	dCPI	dER	dLP
1	0.0314	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.0362	-0.0041	-0.0032	-0.0058	-0.0001	0.0059	0.0089	-0.0017
3	0.0362	-0.0049	-0.0103	-0.0183	-0.0080	0.0046	0.0184	-0.0085
4	0.0398	-0.0061	-0.0167	-0.0245	-0.0129	-0.0031	0.0208	-0.0067
5	0.0445	-0.0058	-0.0185	-0.0263	-0.0114	-0.0088	0.0188	-0.0050
6	0.0482	-0.0049	-0.0179	-0.0259	-0.0082	-0.0103	0.0165	-0.0051
7	0.0512	-0.0050	-0.0171	-0.0251	-0.0056	-0.0103	0.0149	-0.0055
8	0.0537	-0.0061	-0.0164	-0.0247	-0.0038	-0.0106	0.0140	-0.0059
9	0.0558	-0.0079	-0.0159	-0.0248	-0.0027	-0.0114	0.0138	-0.0063
10	0.0575	-0.0099	-0.0154	-0.0251	-0.0024	-0.0125	0.0141	-0.0068

2021년~2023년								
기간	dunsold	dsales	djeonse	dinterest	dM2	dCPI	dER	dLP
1	0.0648	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.0858	0.0024	-0.0090	0.0168	0.0166	-0.0024	-0.0022	-0.0032
3	0.0962	0.0096	-0.0093	0.0529	0.0189	-0.0070	0.0061	-0.0080
4	0.1077	0.0157	0.0002	0.0874	0.0154	-0.0124	0.0205	-0.0105
5	0.1159	0.0179	0.0127	0.1121	0.0141	-0.0159	0.0289	-0.0099
6	0.1166	0.0166	0.0236	0.1232	0.0166	-0.0168	0.0263	-0.0069
7	0.1106	0.0133	0.0309	0.1211	0.0212	-0.0150	0.0159	-0.0031
8	0.1016	0.0096	0.0349	0.1105	0.0257	-0.0115	0.0036	0.0004
9	0.0931	0.0064	0.0364	0.0971	0.0290	-0.0071	-0.0069	0.0032
10	0.0868	0.0041	0.0363	0.0846	0.0311	-0.0028	-0.0143	0.0051

CPI, consumer price index; ER, exchange rate; LP, license performance.

7. 분산분해분석

2008년부터 2023년 미분양 주택량 결정모형의 VECM 모형의 분산분해분석 결과에 따르면, 미분양주택량은 예측오차의 분산이 주로 자체 변수의 충격에 의해서 전체 기간 가장 많은 부분을 설명하고 있는 것으로 나타났고, 주택전세가격지수의 경우 주택매매가격지수의 충격이 주택전세가격지수의 충격만큼 가장 많은 부분을 설명하고 있다. 자체변수를 제외한 전체기간에서 미분양주택량을 가장



〈그림 7〉 시기별 미분양 주택량 충격반응분석

많이 설명하는 변수는 주택건설 인허가실적으로 2개월부터 12개월까지 1.423%~7.262%를 설명하고, 그 다음으로 대출금리는 0.511%~4.478%를 설명하며, M2통화량은 0.047%~1.386%로 설명하는 것으로 파악되었다. 세 변수 모두 시간이 지날수록 설명력이 증가하는 것으로 나타났다.

글로벌 금융위기 기간인 2008년부터 2010년까지 기간과 코로나 팬데믹 이후 2021년부터 2023년까지 기간의 미분양 주택량 결정요인에 대한 분산분해분석 결과에 따르면, 2008년부터 2023년까지 전체 분석 기간의 결과와 같이 미분양 주택량은 예측오차의 분산이 주로 자체 변수의 충격에 의해서 전체 기간 가장 많은 부분을 설명하고 있는 것으로 나타났다. 글로벌 금융위기 기간, 자체변수를 제외한 미분양 주택량을 가장 많이 설명하는 변수는 대출금리로 나타났다. 2개월부터 12개월까지 1.376%~15.34%를 설명하고, 그 다음으로 설명력이 높은 변수는 환율로 나타났으며, 설명력은 3.185%~1.782%로 나타났다. 대출금리의 경우 1개월 0%부터 7개월에 15.34%까지 꾸준히 증가하다 이후 조금씩 감소하여 10개월에는 14.798%의 설명력을 나타냈다. 환율의 경우 1개월 0%에서 4개월에 10.782%까지 상승하다 이후 점차 감소하여 10개월엔 7.029%까지 감소하는 것으로 나타났다. 글로벌 금융위기라는 상황의 영향으로 대출금리와 함께 환율이 가장 큰 영향을 미친 것으로 파악된다.

포스트 팬데믹 기간, 자체변수를 제외한 미분양 주택량을 가장 많이 설명하는 변수는 글로벌 금융위기 기간과 같이 대출금리가 가장 큰 설명력을 나타냈다. 2개월부터 12개월까지 2.322%~41.964%를 설명하고, 그 다음으로 설명력이 높은 변수는 M2통화량으로 나타났으며, 설명력은 1.293%~2.528%로 나타났다. 대출금리의 경우 2, 3, 4개월 차에 설명력 약 10% 가까이 급격하게 증가하였고, 9개월(41.964%)까지 점차적으로 꾸준히 증가하다 10개월에는 조금 감소한 41.93%의 설명력을 나타냈다. M2통화량의 경우 3개월(2.528%)까지 급격히 증가 후 7개월(1.349%)까지 점차 감소한 뒤 다시 8개월부터 10개월(2.183%)까지 점차 증가하는 것으로 나타났다.

종합하자면, 2008년부터 2023년까지 자체변수를 제외한 미분양 주택량 결정요인은 주택건설 인허가실적<대출금리>M2통화량 순이고, 글로벌 금융위기 기간은 대출금리<환율 순이며, 포스트 코로나 시기는 대출금리<M2통화량인 것으로 나타났다. 이는 충격반응 분석결과와 일치했다. 논문 서론에서 예측한 대로 글로벌 금융위기 기간과 포스트 팬데믹 기간 발생한 미분양 주택에 대출금리가 가장 영향을 미치는 요인임을 확인할 수 있다. 또한, 대출금리 외에 영향을 미치는 요인으로 환율, M2통화량이 있는데, 이는 각 시기별 글로벌 금융위기에 따른 급격한 환율 상승과 코로나 팬데믹 시기 실시한 양적완화와 같은 경제 정책의 영향에 따른 것으로 보인다(<표 14>, <그림 8>).

<표 14> 시기별 미분양 주택량 분산분해분석

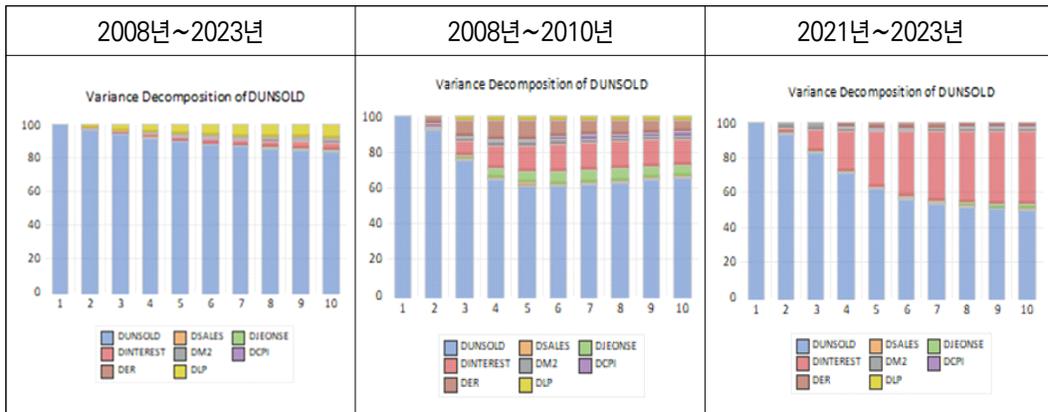
전체 분석 기간(2008년~2023년)									
기간	S.E	dunsold	dsales	djeonse	dinterest	dM2	dCPI	dER	dLP
1	0.0603	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.1077	97.9365	0.0469	0.0178	0.5114	0.0484	0.0122	0.0038	1.4230
3	0.1526	95.3227	0.0979	0.0409	1.2913	0.2305	0.0231	0.0415	2.9523
4	0.1945	92.8810	0.1144	0.0728	2.0635	0.4543	0.1191	0.1168	4.1780
5	0.2330	90.8178	0.1038	0.1173	2.7342	0.6675	0.2683	0.2053	5.0858
6	0.2681	89.1386	0.0833	0.1761	3.2808	0.8542	0.4273	0.2858	5.7539
7	0.3000	87.7765	0.0666	0.2487	3.7102	1.0146	0.5738	0.3490	6.2605
8	0.3289	86.6559	0.0619	0.3329	4.0402	1.1537	0.7010	0.3940	6.6602
9	0.3553	85.7154	0.0729	0.4253	4.2905	1.2763	0.8092	0.4234	6.9871
10	0.3795	84.9101	0.1006	0.5222	4.4785	1.3858	0.9006	0.4406	7.2618

2008년~2010년									
기간	S.E	dunsold	dsales	djeonse	dinterest	dM2	dCPI	dER	dLP
1	0.0314	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.0497	92.8026	0.6640	0.4254	1.3759	0.0006	1.4252	3.1846	0.1217
3	0.0689	75.9667	0.8558	2.4397	7.7778	1.3622	1.1927	8.8096	1.5956
4	0.0889	65.6656	0.9883	4.9856	12.286	2.9218	0.8389	10.7818	1.5322
5	0.1074	62.1379	0.9663	6.3842	14.4062	3.1313	1.2536	10.4536	1.2670
6	0.1239	61.8517	0.8841	6.8911	15.1894	2.7935	1.6374	9.6304	1.1223
7	0.1389	62.7345	0.8310	6.9908	15.3401	2.3846	1.8565	8.8112	1.0514
8	0.1532	63.8966	0.8422	6.9023	15.2238	2.0239	2.0083	8.0906	1.0123
9	0.1669	64.9627	0.9312	6.7142	15.0168	1.7309	2.1552	7.4951	0.9937
10	0.1804	65.7856	1.0960	6.4756	14.7983	1.4993	2.3254	7.0285	0.9913

〈표 14〉 계속

2021년~2023년									
기간	S.E	dunsold	dsales	djeonse	dinterest	dM2	dCPI	dER	dLP
1	0.0648	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.1106	94.5560	0.0457	0.6565	2.3218	2.2521	0.0457	0.0393	0.0821
3	0.1580	83.3754	0.3893	0.6677	12.3574	2.5285	0.2213	0.1660	0.2945
4	0.2130	71.4516	0.7541	0.3675	23.6281	1.9169	0.4607	1.0138	0.4072
5	0.2707	62.6081	0.9041	0.4481	31.7911	1.4606	0.6315	1.7703	0.3864
6	0.3227	57.0911	0.9005	0.8482	36.9267	1.2926	0.7139	1.9093	0.3178
7	0.3648	53.8546	0.8375	1.3796	39.9111	1.3486	0.7286	1.6840	0.2560
8	0.3972	51.9818	0.7648	1.9344	41.4196	1.5559	0.6983	1.4289	0.2161
9	0.4221	50.8944	0.7002	2.4555	41.9635	1.8508	0.6465	1.2920	0.1971
10	0.4420	50.2575	0.6469	2.9129	41.9300	2.1832	0.5936	1.2826	0.1932

CPI, consumer price index; ER, exchange rate; LP, license performance.



〈그림 8〉 시기별 미분양 주택량 분산분해분석

V. 결론

한국의 부동산시장은 글로벌 금융위기, 코로나 팬데믹, 글로벌 인플레이션 등 거시적 사건으로 인해 예측하기 힘들 변화를 겪고 있다. 주택시장의 수요와 공급의 불균형으로 인한 미분양주택의 발생은 건설업체의 수익성과 직결되며, 건설업체의 부실화는 공공기관, 금융기관, 가계 등 다양한 시장참여자들에게 영향을 미친다. 또한, 팬데믹 이후 급격한 대출금리의 증가는 주택 수요자들의

금융비용을 증가시키고, 가구의 가용 소득을 감소시켜 주택의 소비에도 영향을 미친다.

본 연구에서는 미분양 주택량 분석을 위해 글로벌 금융위기 기간이 포함된 2008년 1월부터 2023년 11월까지 약 16년간의 전국 월별 미분양 주택자료를 사용하였으며, 전체 분석 기간과 미분양 주택량이 최고점에 달한 글로벌 금융위기 시기 및 코로나 팬데믹 이후 미분양 주택량이 증가한 시기를 나누어 비교 분석하였다. 시기별 미분양 발생에 영향을 미친 것으로 간주되는 국제적 이슈는 다르나, 두 기간 대출금리의 급격한 상승이 발생했고, 이에 대출금리가 미분양 주택 발생에 영향을 미칠 것으로 간주하여 2008~2010년, 2021~2023년의 기간을 추가적으로 나누어 집중적으로 분석하였다.

분석변수 간의 인과관계를 검증하기 위해 Granger 인과관계를 검정을 수행한 결과, 미분양주택량과 주택전세가격지수, 미분양주택량과 주택매매가격지수는 상호간에 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. 글로벌 금융위기 시기엔 미분양주택량과 소비자물가지수, 환율과 미분양주택량이 상호 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. 포스트 팬데믹 시기에는 미분양주택량과 대출금리가 상호 그랜저 인과하는 것으로 나타났고, 환율이 미분양주택량에 그랜저 인과하는 것으로 나타났다.

충격반응분석 실행 결과, 분석 전체 기간 미분양 주택량 가장 큰 영향을 준 변수는 주택인허가실적, 대출금리로 나타났고, 글로벌 금융위기 기간 가장 큰 영향을 준 변수는 대출금리, 환율, 주택전세가격 지수로 나타났으며, 포스트 팬데믹기간 가장 큰 영향을 준 변수는 대출금리인 것으로 나타났다. 이는 Hoffmann(2004)의 충격반응 분석 결과 대출의 지속성이 부동산가격에 중요한 영향을 미친다는 연구와도 일치한다. 각 기간별로 영향을 미치는 요인들이 거시경제 환경에 따라 조금씩 다르게 나타났으나, 대출금리는 기간의 범위에 관계없이 영향을 미치는 것으로 파악되었다.

분산분해분석 실행 결과, 글로벌 금융위기 기간은 대출금리, 환율 순으로 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 포스트 코로나 시기는 대출금리, M2 통화량인 것으로 나타났다. 글로벌 금융위기 기간 환율이 미분양주택량에 영향을 주는 중요 요인으로 파악되었는데, 이는 글로벌 금융위기 기간 급격한 원달러 환율의 상승으로 주택 소비를 위축시킨 것으로 보인다. 포스트 팬데믹 시기 M2통화량이 미분양주택량을 결정하는 데 영향을 미치는 요인으로 파악되었는데, 이는 코로나 기간 소비진작을 위해 실시한 양적완화 조치에 따른 것으로 보인다.

상기의 실증분석 결과를 바탕으로 한 시사점은 다음과 같다. 대출금리가 미분양 발생에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 아니지만, 시기와 관계없이 대출금리가 미분양 주택량 발생에 영향을 미치는 요인인 것으로 파악되었다. 고금리 지속으로 시장 심리가 위축되어 주택거래량은 2019~2020년 정상 수준 대비 60%에도 못 미치는 거래량을 나타내고 있다. 대출금리만이 미분양주택의 발생원인은 아니나, 대출금리와 시기별 경제상황에 따른 원인을 동시에 고려한다면 과도한 미분양주택 발생을 줄일 수 있을 것으로 고려된다. 따라서, 실수요자, 무주택자, 신혼부부 등이 주택 구매 시 금리 우대나

대출 규제제한을 차등적으로 풀어준다면, 주택시장을 활성화시켜 국민의 주거안정을 높이고 건설업체의 부실화를 감소시킬 수 있을 것으로 본다.

주택공급의 특성상 약 3~5년의 시간이 소요되기 때문에 즉각적으로 대응하기 어려워 주택시장 호황기 때 주택건설업체들의 과도한 사업추진으로 인한 과잉공급이 미분양주택 발생 원인이라 할 수 있다. 예로 2021년 주택건설 인허가실적의 증가로 2023년 이후 주택 공급초과 상황이 발생했고, 이러한 주택공급의 초과와 금리인상과 같은 경제요인과 맞물려한 감소한 수요의 감소가 미분양 증가를 일으킨 것으로 파악된다. 또한 미분양주택의 증가로, 2023년 이후 주택건설 인허가 및 착공 물량이 감소한 것으로 나타났는데, 이는 공급자가 미래 공급 물량을 고려해 스스로 공급을 조절하고 수요자가 다른 선택을 하는 Dipasquale- Wheaton-Colwell의 사분면 모형에서 보여주는 자기 조정이 존재함을 알 수 있다. 수요와 공급의 시간적 차이로 발생하는 미분양주택량은 지역별로 차이를 나타내고 있으므로, 각 지역의 인구 증가율, 경제성장률, 주거 수요 등을 지속적으로 모니터링하여 지역별 특성을 고려한 정책을 펼친다면, 미분양주택 발생을 해소하고 적절한 주택 공급을 보장할 수 있을 것이다.

본 연구는 미분양주택 원인과 발생 정도를 예측하기보다, 시기별 미분양 발생과 주택시장 변동요인 간의 관계를 분석한 것이다. 지역을 전국으로 선정하여 연구하였기 때문에 다양한 양상을 가진 지역별 미분양 현상을 개별적으로 설명하기는 어려운 한계점이 있다. 미분양 발생 요인과 특성은 수도권과 비수도권 간에 차이를 나타내며 해소정책의 영향력도 지역별로 다르게 나타날 것이라는 김은경(2008)과 허재완·손성민(2013)의 선행연구 결과에서 나타난 바와 같이 지역별 미분양주택량 발생 특징과 해소정책에 따른 지역별 영향 등을 고려해 필요가 있을 것이다. 따라서, 향후 연구의 범위를 지역별로 확대한 종합적인 연구가 필요할 것으로 판단된다.

참고문헌

- 국가통계포털. (2024). 주제별 통계 대출금리. Retrieved from https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=303&tblId=DT_303003_722&vw_cd=MT_ZTITLE&list_id=S1_10_001_002&seqNo=&lang_mode=ko&language=kor&obj_var_id=&itm_id=&conn_path=MT_ZTITLE
- 국토교통 통계누리. (2024). 미분양주택현황보고. Retrieved from https://stat.molit.go.kr/portal/cate/statView.do?hRslId=32&hFormId=2086&hDivEng=&month_yn=
- 김경환. (2005). *한국경제 2004~2005 현황과 과제: 부동산 시장의 현황과 정책과제*. 서울: 서강대학교 출판부.
- 김리영, 서원석. (2020). 벡터오차수정모형을 이용한 하위시장별 주택 미분양 영향요인 분석: 경기도와 경상남도의 분양 및 재고시장을 중심으로. *감정평가학논집*, 19(1), 75-100.
- 김상기, 이상효, 김재준. (2010). 주택매매가격 및 전세가격과 미분양주택량의 관계성 분석. *대한건축학회 논문집 - 계획계*, 26(1), 278-285.
- 김세완, 박기정. (2006). VAR 모형을 이용한 부동산가격결정요인의 상대적 효과에 대한 연구. *한국경제학보*, 13(2), 171-198.
- 김세현. (2010). *주택시장의 미분양아파트 결정요인에 관한 연구*(석사학위논문). 건국대학교, 서울.
- 김용철. (1996). 주택가격과 관련 경제변수간의 상관관계에 관한 연구. *국토계획*, 31(6), 67-82.
- 김은경. (2008). *미분양주택 발생 원인 및 해소방안에 관한 연구*(석사학위논문). 중앙대학교, 서울.
- 김홍규. (2005). *아파트 미분양률에 미치는 거시경제지표의 영향*(석사학위논문). 건국대학교, 서울.
- 박성균, 이현석. (2012). 주거용과 상업용 부동산의 가격 결정요인 비교. *부동산연구*, 22(2), 171-191.
- 박재룡, 유정석. (2010). 미분양 주택의 적체완화를 위한 정책개선방안에 관한 연구. *부동산연구*, 20(1), 263-280.
- 박종철. (2008). *벡터오차수정모형(VECM)을 이용한 금리, 아파트가격, 주가의 상관관계* (박사학위논문). 동아대학교, 부산.
- 서승환. (1999). 외환위기와 부동산 가격의 행태변화. *주택연구*, 7(2), 5-24.
- 위키백과. (2024). 소비자물가지수. Retrieved from https://ko.wikipedia.org/wiki/%EC%86%8C%EB%B9%84%EC%9E%90_%EB%AC%BC%EA%B0%80%EC%A7%80%EC%88%98
- 윤영지. (2012). *국내 미분양주택 발생에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 수도권지역을 중심으로* (석사학위논문). 건국대학교, 서울.

- 이성근, 전광섭. (2009). 주택건설업체 부도위험 연구. *부동산학보*, 39, 302-315.
- 이의준, 김경민. (2011). 준공 전 또는 준공 후 미분양에 영향을 미치는 요인과 차이점: 수도권 시·군·구를 중심으로. *국토연구*, 70, 95-110.
- 전해정, 박현수. (2012). 유동성과 주택가격간의 동학적 상관관계분석: 글로벌 금융위기 전후를 중심으로. *부동산연구*, 22(2), 103-121.
- 정상철, 성주한. (2019). 미분양 아파트 결정모형에 관한 연구: 통합 창원시 사례를 중심으로. *부동산학보*, 76, 61-77.
- 정창무, 김지순. (2005). 주택시장에서의 미분양 아파트의 역할에 대한 실증분석. *국토계획*, 40(2), 81-91.
- 조백운. (2011). *아파트개발사업의 미분양주택에 따른 리스크 요인에 관한 연구*(석사학위논문). 조선대학교, 광주.
- 최재규, 유승규, 김재준. (2013). 미분양주택 발생과 건설업체 부실화와의 관계성 분석. *대한건축학회논문집 - 구조계*, 29(6), 89-96.
- 한국은행. (2023). *2023년 경제전망보고서*. 서울: 한국은행.
- 한국은행 경제통계시스템. (2024). 통계검색 통계표. Retrieved from <https://ecos.bok.or.kr/#/SearchStat>
- 허재완, 손성민. (2013). 미분양주택 정책의 지역별 효과에 관한 실증분석. *국토계획*, 48(1), 131-147.
- KB부동산 데이터허브. (2024). 미분양 현황. Retrieved from <https://data.kbland.kr/public-data/unsold-apartments>
- Colwell, P. F. (2002). Tweaking the diPasquale-wheaton model. *Journal of Housing Economics*, 11(1), 24-39.
- DiPasquale, D., & Wheaton, W. C. (1994). Housing market dynamics and the future of housing prices. *Journal of Urban Economics*, 35(1), 1-27.
- Granger, C. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Hoffmann, B. (2004). The determinants of bank credit in industrialized countries: Do property prices matter? *International Finance*, 7(2), 203-234.
- Miller, N., & Peng, L. (2006). Exploring metropolitan housing price volatility. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 33, 5-18.

(논문 접수일: 2024.04.30. 수정논문 접수일: 2024.05.29. 논문 채택일: 2024.06.17.)

Factors Affecting the Volume of Unsold Housing by Period using Vector Error Correction Model (VECM)

Giyoung Young*

Abstract

Unsold housing is one of the most important housing market indicators. Depending on the timing and scale of unsold housing, the supply and demand for housing can be judged, and this can be a good indicator of the housing market. This study investigates the correlation between the housing sales price index, housing rental price index, mortgage interest rate, money supply, consumer price index, exchange rate, and housing construction permit performance and the number of unsold housing units. The vector error correction model was used to analyze the impact response, and the results revealed that housing construction license performance and mortgage interest rates were the most influential variables in the unsold housing volume determinant model from 2008 to 2023. The most influential variables in the model from 2008 to 2010 during the global financial crisis were mortgage interest rates and exchange rates. The most influential variable in the post-pandemic period (2021 to 2023) was mortgage interest rates. The results of the variance decomposition analysis indicate that mortgage interest rates are an influential factor in determining the overall volume of unsold housing, which is similar to the results of the shock response analysis.

Keywords : Unsold Housing Volume, Granger Causality Test, Vector Error Correction Model, Interest

* Giyoung Young, Corresponding author, Completing a PhD Program, Department of Real Estate Studies, Konkuk University, g.yaung@gmail.com

© Copyright 2024 Housing Finance Research Institute. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.